

# 中国城乡居民年龄别消费模式量化与分析\*

朱 勤，魏涛远

【摘要】本文采用 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据量化分析年龄别居民消费模式。针对同类研究只采用年龄变量作为自变量的不足，在经典的需求和消费函数基础上扩展年龄变量构建计量模型，获得了更好的解释力和准确性。基于计量分析结果刻画了分年龄、性别的中国城乡居民消费模式，并分年龄性别进行城乡比较。研究发现，居民家庭消费生命周期中存在 30~34 岁及 45~49 岁两个消费高峰；城乡居民消费差距最大的是高龄老人；农村老人在高龄阶段的医疗保健消费明显下降；农村中年妇女的医疗保健支出低于男性。文章认为，应从政策层面有针对性地加大对特定年龄性别人群的扶助力度；同时，未来产业规划应充分考虑人口结构变动因素的影响。

【关键词】家庭消费；年龄别消费模式；消费函数；家庭调查

【作者简介】朱勤，复旦大学社会发展与公共政策学院、人口与发展政策研究中心副教授，上海：200433；魏涛远，挪威奥斯陆国际气候与环境研究中心（CICERO）高级研究员。

## Quantitative Analysis of Household Consumption Pattern by Age in Urban and Rural China

ZHU Qin, WEI Taoyuan

**Abstract:** Based on household survey data from China Family Panel Study (CFPS) in 2010, this paper econometrically quantifies and estimates household consumption pattern by age and gender in both urban and rural China. Unlike previous studies taking only age factors as independent variables, we expand classical demand and consumption functions by including age variables in our econometric model to obtain stronger explanatory power and higher accuracy. Our results show that people aged 30-34 and 45-49 peak household consumption in their lifecycle; people aged 80 and above are the group with the biggest urban-rural consumption disparity; rural residents reduce their expenditure on health care considerably at their very advanced age; rural middle-age women expend less on health care than men. The paper suggests that it is necessary to strengthen policy support to a certain groups of residents. Policy makers should pay more attention to population dynamics when they make decisions on adjusting industrial structure and planning public resources allocation.

**Key words:** household consumption; age-specific consumption pattern; consumption function; household survey

**Authors:** Zhu Qin is Associate Professor, School of Social Development and Public Policy, Fudan University. Email: zhuqin@fudan.edu.cn; Wei Taoyuan is Senior Researcher, Center for International Climate and Environmental Research – Oslo (CICERO), Norway.

---

\* 项目基金：国家自然科学基金重大课题（编号 71490734）；教育部人文社科基金一般项目（编号 11YJCZH260）；中央高校基本科研业务费专项资金。

## 1 引言

目前,中国正处于人口发展的转折点:从农村社会向城市社会转变,从年轻人社会向老年人社会转变,从习惯依附于土地的社会向有更多流动的社会转变(Peng, 2011)。一方面,以老龄化、城镇化为主要特征的人口结构变动必然会对未来中国生产与消费产生深远影响;另一方面,中国正处于经济结构调整、社会转型的关键时期,正谋求通过加强社会保障体系、推进城乡一体化进程等手段大力发展国内消费市场。因此,厘清人口结构与居民消费之间的关系,探讨两者之间互动发展的特征与规律,具有积极的现实意义。

现有理论研究,如生命周期假说(Modigliani and Brumberg, 1954)、持久收入假说(Friedman, 1957)、Leff模型(Leff, 1969)、储蓄率模型(Bloom et al, 2003)等,从宏观层面解释了年龄结构影响居民消费的作用机理。在针对中国的实证研究方面,余永定、李军(2000),袁志刚、宋铮(2000),王金营、付秀彬(2006),李春琦、张杰平(2009)等分别对中国居民消费函数、最优储蓄率、人口老龄化对城乡居民消费的影响等问题进行了探讨。在上述理论或实证研究所构建的模型中,表征年龄结构的变量主要包括少儿或老龄人口占比、少儿或老龄人口抚养比等比例指标;有的即使采用年龄组变量,其分组也往往仅有少儿、劳动年龄人口、老年三个大类(如王金营、付秀彬, 2006);使用的经济变量也往往只关注总消费水平、消费率或储蓄率等宏观指标。由于不同年龄的个体往往具有不同的消费特征,如青少年时期的教育消费较高、育龄妇女生育子女期间的保健消费较高、老年时期的医疗消费较高等,而这些特征都是常见的人口比例、居民消费率等宏观指标无法表达,且更细粒度的量化描述对于考虑年龄变量的定量分析(如可计算一般均衡CGE分析等)往往是不可或缺的,因此,有必要准确刻画不同年龄和性别个体的消费行为。

迄今为止,相对成熟的描述不同年龄-性别人口的消费模式的研究成果并不多见,原因之一是能够直接区分不同年龄和性别个体的居民消费数据往往很难获得,主要表现在:(1)虽然现有统计体系可以提供人口年龄结构和家庭消费水平与消费结构的统计数据,但两者相互独立,难以获得按年龄性别分类统计的居民消费数据;(2)现有家庭调查对收入及消费(尤其是消费)数据的采集往往以家庭为单位,从中难以直接获取家庭成员个人的消费数据;(3)即使以家庭成员个体为单位进行收入消费数据采集,也会因为有相当一部分的消费属于基于家庭的整体性消费,而难以直接区分属于每个个体消费的部分。

囿于上述限制,一些研究者采取替代性指标的方法来描述区分年龄性别的居民消费模式,其中最常见的是采用户主的年龄来指代全体家庭成员的年龄,如O'Neill and Chen(2002),Dalton et al(2008)等。这种方式存在明显不足:以户主一人的年龄掩盖了其他家庭成员的个体年龄特征,个体的消费特征也被整个家庭的消费模式所模糊,并且会丢失少儿和高龄人口的消费信息。也有少量研究进行了明确刻画年龄别消费模式的尝试。Mankiw and Weil(1989)为了研究二战后美国“婴儿潮”以及“婴儿荒”与房产价格之间的关系,以家庭住房需求为因变量、家庭成员的年龄构成为自变量建立计量模型,通过分析得到各个年龄对应的住房需求,发现人口年龄构成的变动是影响住房价格的主要原因,并据此对未来美国住房价格走势进行了预测。虽然此项研究的科学性和有效性受到Hamilton(1991)、Holland(1991)及Swan(1995)等的质疑,但Mankiw and Weil(1989)为刻画年龄别住房需求所设计的计量模型和采用的分析方法却具有启发性意义。新近发表的茅锐、徐建炜(2014),米红、任正委(2014)有关中国人口老龄化与居民消费模式变迁的研究,就是借鉴了Mankiw and Weil(1989)的方法,尝试运用类似的计量模型,来分解得到不同年龄人口与消费模式之间的对应关系。但我们的研究发现,Mankiw and Weil(1989)的计量模型对于如住房之类带有显著年龄阶段特征的消费需求有一定的适用性,但将其直接推广应用到整个居民消费领域却是值得商榷的。

简言之,虽然对特定年龄性别人口的消费模式的认知对于研究人口与经济的关系具有重

要意义，但其量化研究面临不少困难。现有研究大多关注宏观的人口年龄结构指标，或在微观层面采用户主年龄来代替所有家庭成员的年龄；为数不多的基于对家庭消费数据的计量分析来求取年龄别消费模式的尝试亦存在适用性问题。采用更有效的方法提高年龄别消费模式量化的科学性，并借此对中国城乡不同年龄性别人口的消费模式进行分析和比较，正是我们进行此项研究的主要动因。

本文旨在对分年龄性别的中国城乡居民消费模式进行量化研究。基于家庭调查数据集建立年龄别消费模式计量模型，从中分解计算出分年龄性别的城乡居民消费水平与消费结构，并进行城乡比较。此项研究将为我们对居民消费模式的科学认知增添人口年龄与性别维度，从而有助于更加深入地理解和把握人口发展与经济社会交互影响的特征与规律。

## 2 数据、模型与方法

本文所用居民消费数据取自《中国家庭追踪调查(CFPS)》2010年基线调查数据库。CFPS<sup>1</sup>是一项全国性、综合性的社会跟踪调查项目，旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为学术研究和公共政策分析提供数据基础(谢宇，2012)。CFPS的目标样本覆盖全国25个省、市、区，囊括95%的全国人口。

本文的研究主要涉及CFPS调查中有关家庭成员的性别、年龄，以及家庭收入与消费等方面的内容。首先抽取CFPS2010家庭经济表中全部14798个家庭户的收入和消费数据，以及家庭成员表中57155个个人的性别、年龄数据，将家庭和成员信息进行匹配合并形成新的数据集。然后删除5个“大省”<sup>2</sup>中不属于全国再抽样样本框的样本5137户，得到有全国代表性的样本9661户。再剔除全年收入或消费为空值的1120户，最终得到研究所用的有效样本8541户，共计32229人。其中，城镇4220户，14614人；农村4321户，17615人<sup>3</sup>。CFPS数据集提供了每个样本的抽样设计权数，为从样本推断全国提供便利，相应地，本研究中对样本的统计描述、参数估计等操作都将权数变量同步纳入。

根据谢宇(2012)对CFPS2010调查数据所进行的统计分析和评估，样本家庭成员的性别-年龄结构与2010年全国人口普查的结果基本相符。本研究在剔除CFPS2010数据中部分对收入和消费状况无应答后的样本后，得到的有效样本家庭成员的性别-年龄结构及其与2010年人口普查结果的对比如图1所示。其作为全国样本的有效性基本满足要求。

---

<sup>1</sup> 中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)是北京大学“985”资助项目，由北京大学中国社会科学调查中心执行。

<sup>2</sup> CFPS样本中5个“大省”作为独立子样本框，具有地区自代表性，其样本通过过度抽样得到，在构成具有全国代表性的总样本框时需要进行二次抽样(谢宇，2012)。

<sup>3</sup> 城乡的划分按照国家统计局城镇、农村住户调查方案的定义，即以行政区划为基础，以民政部门确认的居民委员会和村民委员会辖区为划分对象，以实际建设为划分依据。

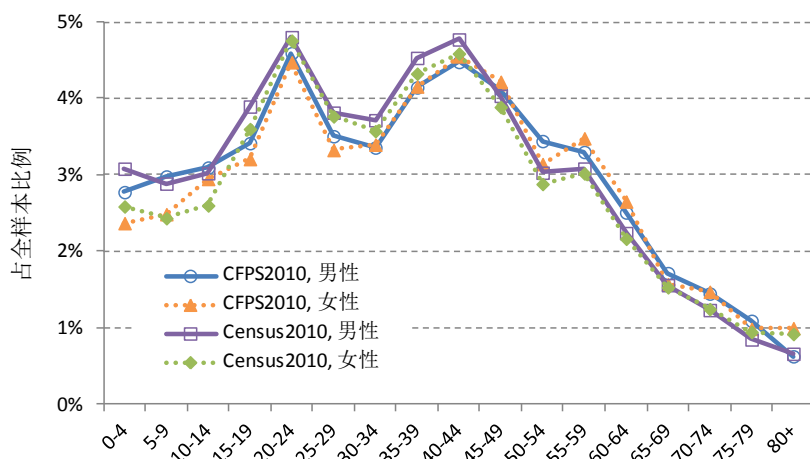


图 1 CFPS2010 有效样本性别-年龄结构与 Census 2010 的比较  
Figure 1 Age-gender composition of CFPS 2010 and Census 2010

本文数据中的家庭分项消费包括食品、衣着、居住、家庭设备及服务、医疗保健、交通和通信、文化与娱乐与教育、其他共 8 大类。对于每个变量，若 CFPS 数据同时提供经过调整的“Best”变量，本研究直接采用“Best”变量。如表 1 所示，有效样本家庭的平均家庭规模为 3.6 人/户，平均每户纯收入为 35615 元，消费支出为 26742 元。各变量的标准差分布各异，比较而言，食品消费的离散度最低，而“其他”项的离散度最高。从分城乡的人均水平来看，城镇居民的人均收入为 15290 元，消费支出为 11223 元；农村居民分别为 6247 元和 5034 元。

表 1 样本家庭收入与消费的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of household income and consumption

项目	变量名	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭规模	famsz	8541	3.62	1.62	1	26
纯收入	incm	8541	35614.57	56045.19	5	2042105
总消费	consm	8541	26842.05	30371.70	0	805600
食品	food	8541	9023.38	7641.24	0	207600
衣着	cloth	8541	1261.15	2018.04	0	40000
居住	resid	8541	2087.78	8456.74	0	285000
家庭设备及服务	facil	8541	3080.16	7118.21	0	366000
医疗保健	health	8541	3543.12	11674.59	0	430000
交通和通信	trans	8541	3337.67	6275.07	0	129000
文化与娱乐与教育	cultr	8541	3641.87	9461.75	0	630000
其他	other	8541	866.92	9068.64	0	400000

本文的研究基于上述数据，采用计量模型进行量化分析，以期获得年龄别家庭消费模式。在同类研究中，Mankiw and Weil (1989) 为测度美国不同年龄人口的住房需求而建立的计量模型（以下简称 Mankiw-Weil 模型）可供借鉴。Mankiw-Weil 模型表达为：

$$D = a_0 \sum_{j=1}^N Dummy0_j + a_1 \sum_{j=1}^N Dummy1_j + \dots + a_{99} \sum_{j=1}^N Dummy99_j . \quad (1)$$

其中,  $D$  是家庭住房需求;  $Dummy$  是表示年龄的哑变量, 其后缀  $0\sim 99$  表示具体的年龄, 当年龄为  $0$  时,  $Dummy_0=1$ , 否则  $Dummy_0=0$ , 依次类推;  $N$  是该家庭的成员人数; 参数  $\alpha$  表示不同年龄家庭成员对住房的边际需求。

这一模型只以年龄构成作为决定住房需求的自变量, 忽略了通常会出现在需求函数中的重要变量——收入或消费预算约束。Mankiw and Weil (1989) 对此的解释是: 他们的最终目的是基于家庭成员年龄来预测住房需求, 而对于多元回归中年龄变量的实际参数并不感兴趣。因此, 忽略任何与年龄因素相关的收入或其他家庭特征都不成问题, 反而会由于忽略这些与年龄存在多重共线性的变量而使年龄对于住房需求的预测能力有所加强。但这一解释受到了不少质疑, Hamilton (1991)、Swan (1995) 等均认为, 家庭收入是影响住房需求的不可或缺的因素。

我们的研究发现, 即使 Mankiw-Weil 模型对住房需求的描述有一定的适用性, 也难以将其直接推广应用至其他类型的居民消费需求。这可以从模型的拟合优度(以调整的可决系数 Adjusted  $R^2$  表征)得到证明。Mankiw and Weil (1989) 使用美国 Census1970 的抽样数据估计年龄别住房需求, 模型估计的可决系数为  $0.70$  (调整的可决系数会略低于  $0.70$ )。而在采用该模型测度其他消费需求的研究中, 米红、任正委 (2014) 的两个关于家庭电力消费模型的 Adjusted  $R^2$  分别为  $0.096$  和  $0.099$ ; 茅锐、徐建炜 (2014) 对年龄别居民分类消费模式的估计则未报告模型的拟合优度。事实上, 我们采用 CFPS 数据、CHFS<sup>4</sup> 数据等中国家庭消费调查数据对此模型进行验证, 拟合优度均未超过  $0.10$ 。因此, 我们有理由认为, 如果说 Mankiw-Weil 模型对于住房需求有一定的预测能力的话, 这主要是因为住房需求具有与家庭成员年龄构成高度相关的特性; 而对于年龄特征并不如此显著的居民家庭消费类别, Mankiw-Weil 模型的有效性是值得商榷的。毕竟,  $0.10$  的拟合优度对一个计量模型的预测能力而言应该是过低的; 而且由于年龄与收入等变量之间相关性的存在, 其计量结果也不能解释为年龄对消费需求影响的净效应。简言之, 仅包含年龄变量的消费函数可能是没有多少实际意义的。

现有研究已经表明, 收入或消费预算约束是影响居民消费的最重要因素。经典的需求与消费模型, 如 LES (Stone, 1954), ELES (Lluch & Williams, 1975), AIDS (Deaton & Muellbauer, 1980) 等, 均基于效用函数将收入或总支出作为最主要的变量来测度居民消费模式, 其有效性亦已得到充分验证。基于此, 我们的研究仍基于经典的需求与消费函数的基本框架, 尝试将年龄、性别变量纳入模型, 测度具有年龄、性别特征的居民消费模式。

在研究过程中, 本文计量模型的建立及其估计的过程是一个不断探索和权衡的过程。一方面, 我们必须建立有充分解释力的模型, 模型的拟合优度应比现有研究有明显提高; 另一方面, 年龄变量组(若以  $5$  岁间隔分组, 则包含至少  $17$  个年龄变量或  $34$  个年龄-性别变量)中大多数变量的估计参数应能通过显著性检验, 否则就失去了测度年龄别消费模式的意义。在研究过程中我们发现, 由于微观调查数据的离散度较高, 一些经典的需求与消费模型所揭示的变量关系尽管可能在宏观统计数据层面表现显著(源自样本差异的相互抵消), 但在微观调查数据中却往往并非如此, 或至少是关系微弱, 这进一步增加了构建理想模型的难度。

本研究最终建立的年龄别居民消费模型为:

---

<sup>4</sup> 中国家庭金融调查 (CHFS) 数据由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心提供, 有关数据的更多介绍参见甘犁等 (2013)。

$$\begin{cases} \ln E = a + b \ln I + c(\ln I)^2 + \sum_{j=0}^{80} d_j Y_j + \mu \\ \ln E_k = \alpha_k + \beta_k \ln E + \sum_{j=0}^{80} \gamma_{k,j} Y_j + \varepsilon_k \\ Y_j = \sum_{i=1}^N Dummy_{i,j} \end{cases}, \quad (i=1,2,3\dots N; j=0,5,10\dots 80). \quad (2)$$

其中,  $Dummy_{i,j}$  是表示家庭中第  $i$  个成员年龄是否为  $j$  的哑变量;  $j=0, 5, 10, \dots, 80$ , 为 5 岁间隔年龄组下标, 分别表示 0~4 岁、5~9 岁、10~14 岁、.....、80 岁及以上;  $N$  为家庭成员人数 (或称家庭规模); 由此,  $Y_j$  表示家庭中年龄为  $j$  岁的成员人数。  $E$  是家庭总消费的人均支出,  $I$  为家庭人均纯收入;  $E_k$  是家庭在第  $k$  类消费项的人均支出。  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  及  $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $d$  均为待估计的模型参数;  $\varepsilon$  和  $\mu$  为随机误差项。

上式对家庭成员的描述只涉及年龄结构, 当需要同时描述家庭成员的性别和年龄结构时, 可令

$$YM_j = \sum_{i=1}^N Dummy M_{i,j}, YF_j = \sum_{i=1}^N Dummy F_{i,j}. \quad (3)$$

其中,  $Dummy M_{i,j}$  和  $Dummy F_{i,j}$  分别为表示家庭中第  $i$  个成员的年龄是否属于  $j$  岁组的男性或女性的哑变量,  $YM_j$  和  $YF_j$  分别表示家庭中年龄为  $j$  岁的男性和女性成员人数。以  $YM_j$  和  $YF_j$  替换式 (2) 中的  $Y_j$ , 即可得到包含性别-年龄构成的居民消费模型。

不难发现, 式 (2) 所示的年龄别消费模型是从经典模型变形和扩展而来的。其中, 总消费方程是对线性支出系统 ELES (Lluch & Williams, 1975) 扩展二次项和年龄变量, 并进行对数变换而得到; 单项消费需求方程在形式上近似于忽略了价格变量并扩展年龄变量后的几乎理想的需求系统 AIDS (Deaton & Muellbauer, 1980)。之所以忽略价格因素, 是因为本研究使用的是截面数据, 不包含时间维度, 因此不涉及因价格变动引起的替代消费。这也意味着我们的模型可以方便地扩展为包含价格变量的形式, 并基于面板数据进行参数估计。

模型对收入及消费变量取对数 (具体应用中取自然对数), 在一定程度上减少了异方差, 同样使模型的拟合优度和显著性得到改善; 当然, 这也隐含了对残差的对数序列呈正态分布的假设。模型中对收入和消费数据均取人均值, 主要是因为相比于以家庭为单位的收入消费数据, 人均值的离散程度更低、方差更小, 从而使得模型的拟合优度和变量参数的显著性得到一定改善。

由此, 式 (2) 所示模型中的  $\alpha_k$  可解释为家庭中第  $k$  类消费项的人均基本消费需求的自然指数;  $\beta_k$  可解释为家庭中第  $k$  类消费项的人均支出相对于家庭总消费支出的弹性值;  $\gamma_{k,j}$  则为  $j$  岁年龄的家庭成员对第  $k$  类消费项的边际消费倾向的自然指数。相应地,  $j$  岁年龄人口的平均总消费支出  $E_j$  及其对第  $k$  类消费项的消费支出  $E_{k,j}$  可近似表达为:

$$\begin{cases} E_j = \exp(a + b \ln \bar{I} + c(\ln \bar{I})^2 + d_j) \\ E_{k,j} = \exp(\alpha_k + \beta_k \ln \bar{E} + \gamma_{k,j}) \end{cases}, \quad (4)$$

其中,  $\bar{E}$ 、 $\bar{I}$  分别为家庭总消费人均支出及家庭人均纯收入的平均值。

式 (4) 所描述的是一个假想的“基准家庭”在考虑一个新加入的  $j$  岁年龄组成员的边际消费后的人均消费支出。其中, “基准家庭”的人均收入和消费用全样本的平均值来描述。这样计算得到的年龄别消费模式其实是在多种约束和假设下进行间接测度的一种近似结果。

对式 (2) 所示消费模型可采用最小二乘法 (OLS) 进行估计。考虑到式 (2) 中描述分

类消费项支出  $E_k$  的是一个向量方程，各方程的随机误差项之间存在相关性，因此采用系统估计方法，如“似不相关回归”（Seemingly unrelated regression, SUR）(Greene, 2002)，进行联合估计将有助于提高估计的性能。然而，系统估计也有可能将某一方程的较大误差带入其他方程中，从而污染（contaminate）整个方程系统。本研究所采用的 CFPS 数据集中，有部分家庭的分类消费项支出为零值；由于不能对零取对数，在估计过程中这部分样本被系统剔除，并且不再被其他方程所使用，最终适用于联合估计的均为任何一项消费支出均不为零值的样本，导致有效样本数大大减少。因此，尽管在理论上对本文所建立的分类消费方程组采用系统估计方法更为适宜，但最终权衡的结果仍是采用单一方程的 OLS 方法来估计模型参数。

### 3 结果与分析

基于式（2）所示方程和 CFPS2010 数据采用 Stata 软件进行模型估计，根据式（4）分别测度全国分年龄、分性别、分城乡人口的居民消费模式。表 2 所示为全国样本分年龄人口的家庭分类消费模型的估计结果。各年龄变量估计参数的正、负符号反映了该年龄人口在对应种类的家庭消费中相对于家庭人均支出的高、低水平。从模型检验结果来看，所有 7 类消费<sup>5</sup>模型的拟合优度在 0.28~0.57 之间；所有模型均通过显著性为 0.0001 的 F 检验。从参数检验结果来看，家庭人均总消费变量的对数在各方程中均通过 0.001 显著性水平检验；各年龄组变量的显著性水平在不同分类消费模型中表现不一：年龄变量显著性最高的为衣着类消费模型，17 个年龄变量中有 15 个通过显著性检验；其后依次是文化娱乐与教育、医疗保健、交通和通信、居住、家庭设备及服务；年龄变量显著性水平最低的为食品类消费模型，有 11 个年龄变量显著。从家庭总消费模型的估计结果来看<sup>6</sup>，其模型的拟合优度为 0.47；模型显著性通过 F 检验；家庭人均收入变量和所有 17 个年龄变量的显著性均通过检验。总体而言，年龄变量对居民消费的影响在所估计的模型中得到较好的拟合和较显著的体现。

表 2 式（2） $E_k$  方程估计结果

Table 2 Estimation results for Equation  $E_k$  in Expression (2)

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)	Model (7)
	ln_food_p	ln_cloth_p	ln_resid_p	ln_facil_p	ln_health_p	ln_trans_p	ln_cultr_p
ln_consm_p	0.778*** (91.84)	0.756*** (57.40)	0.781*** (34.51)	0.930*** (67.62)	0.820*** (45.05)	0.922*** (72.69)	1.051*** (46.18)
y0	0.0799*** (4.40)	-0.148*** (-5.65)	-0.126* (-2.36)	-0.0865** (-2.97)	0.150*** (3.91)	-0.0292 (-1.11)	-0.329*** (-7.19)
y5	-0.00905 (-0.51)	-0.160*** (-6.18)	-0.247*** (-4.82)	-0.0551 (-1.92)	-0.00175 (-0.05)	-0.0786** (-3.03)	-0.0875* (-2.22)
y10	0.0615*** (3.46)	-0.152*** (-5.88)	-0.168*** (-3.36)	-0.0634* (-2.23)	-0.0734 (-1.92)	-0.0952*** (-3.71)	-0.235*** (-6.14)
y15	-0.0259 (-1.69)	-0.105*** (-4.74)	-0.0673 (-1.53)	-0.131*** (-5.33)	-0.256*** (-7.73)	0.00500 (0.23)	0.207*** (6.18)
y20	-0.154*** (-11.92)	-0.0287 (-1.53)	-0.0390 (-1.11)	-0.0342 (-1.66)	-0.173*** (-6.28)	0.0493** (2.67)	0.302*** (9.09)
y25	-0.0758***	0.0903***	0.0638	0.0927***	-0.163***	0.160***	-0.133***

<sup>5</sup> “其他”类消费调查数据由于零值样本太多（7234 户，占样本总数 85%），故未列入模型中进行参数估计。本文实际研究的分类消费为 7 大类。

<sup>6</sup> 限于篇幅，未在文中以表格形式列出对家庭总消费模型的估计结果。

	(-5.40)	(4.38)	(1.71)	(4.12)	(-5.44)	(7.90)	(-3.66)
y30	-0.148***	0.223***	-0.0592	0.0800***	-0.137***	0.205***	0.0376
	(-9.81)	(10.14)	(-1.48)	(3.31)	(-4.28)	(9.46)	(1.06)
y35	-0.130***	0.169***	-0.122**	-0.00466	-0.139***	0.158***	0.149***
	(-8.65)	(7.62)	(-3.06)	(-0.19)	(-4.32)	(7.26)	(4.35)
y40	-0.150***	0.0922***	-0.219***	-0.0415	-0.0626*	0.0795***	0.293***
	(-10.20)	(4.23)	(-5.59)	(-1.75)	(-1.98)	(3.73)	(8.61)
y45	-0.108***	-0.0261	-0.277***	-0.133***	-0.00219	0.0151	0.322***
	(-7.24)	(-1.19)	(-7.32)	(-5.58)	(-0.07)	(0.70)	(8.81)
y50	-0.0144	-0.0944***	-0.173***	-0.133***	0.0496	-0.00813	0.186***
	(-0.94)	(-4.16)	(-4.49)	(-5.40)	(1.51)	(-0.37)	(4.54)
y55	0.0173	-0.130***	-0.160***	-0.145***	0.213***	-0.0816***	0.0761*
	(1.18)	(-5.89)	(-4.24)	(-6.17)	(6.82)	(-3.86)	(2.00)
y60	0.0341*	-0.238***	-0.275***	-0.109***	0.199***	-0.125***	-0.0686
	(2.17)	(-10.05)	(-6.84)	(-4.29)	(5.98)	(-5.48)	(-1.75)
y65	-0.0106	-0.268***	-0.0814	-0.149***	0.426***	-0.166***	-0.149**
	(-0.54)	(-8.76)	(-1.54)	(-4.74)	(10.27)	(-5.77)	(-2.93)
y70	0.00311	-0.295***	-0.209***	-0.122***	0.411***	-0.225***	-0.172**
	(0.15)	(-8.97)	(-4.04)	(-3.72)	(9.65)	(-7.55)	(-3.00)
y75	0.00613	-0.317***	-0.318***	-0.129**	0.488***	-0.379***	-0.173*
	(0.26)	(-7.91)	(-5.09)	(-3.27)	(9.63)	(-10.60)	(-2.46)
y80	-0.0644*	-0.438***	-0.153*	-0.0237	0.361***	-0.194***	-0.0831
	(-2.36)	(-10.23)	(-2.17)	(-0.54)	(6.33)	(-4.88)	(-1.07)
_cons	1.064***	-0.951***	-0.444*	-1.759***	-1.151***	-1.818***	-3.066***
	(13.05)	(-7.44)	(-2.00)	(-13.28)	(-6.60)	(-14.74)	(-13.49)
N	8453	7192	4853	8108	7440	8076	5023
adj. R-sq	0.569	0.428	0.278	0.433	0.295	0.468	0.448

注：括号内为 t 统计量。\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001。

变量前缀“ln\_”表示自然对数，变量后缀“\_p”表示人均值，各消费项目对应的变量名解释参见表 1。变量 y0 表示家庭中 0~4 岁的成员人数，y5 表示 5~9 岁的人数，……，y80 表示 80 岁及以上的人数。

计算得到 2010 年中国居民家庭总消费的年龄别人均支出状况如图 2 所示。从年龄变量的显著性检验结果来看，除了 30-34 岁和 45-49 岁两个年龄变量的 t 检验值稍高于 0.05（但均小于 0.1）外，其他所有年龄变量均通过显著性检验，表明居民家庭总消费在总体上呈现出比较显著的年龄特征。从支出水平的变化来看，0~29 岁年龄段，个人消费总体上呈现随年龄增长而波动上升的趋势；30~34 岁达到所有年龄段中的消费峰值，之后虽略有下降，但仍以较高水平维持至 45~49 岁；50~59 岁年龄段，消费水平下降明显；老龄阶段的消费水平相对较低，但不同的年龄也有一定的起伏。总体来看，中国居民的年龄别消费模式基本符合余永定、李军（2000）基于选择理论的分析方法（The Choice-Theoretic Approach）所作的判断，即中国居民消费支出安排具有显著的阶段性特征，并且“在生命的不同阶段存在一个特定的消费高峰”。本文结果显示，30~34 岁及 45~49 岁年龄段出现两个最为突出的消费高峰，也在一定程度上验证了陈佳瑛（2009）所作的中国家庭消费“双驼峰”模型的假设。这两个年龄段大体上对应于结婚成家并养育婴幼儿以及子女接受高等教育的阶段，反映了中国居民家庭消费的生命周期特征。



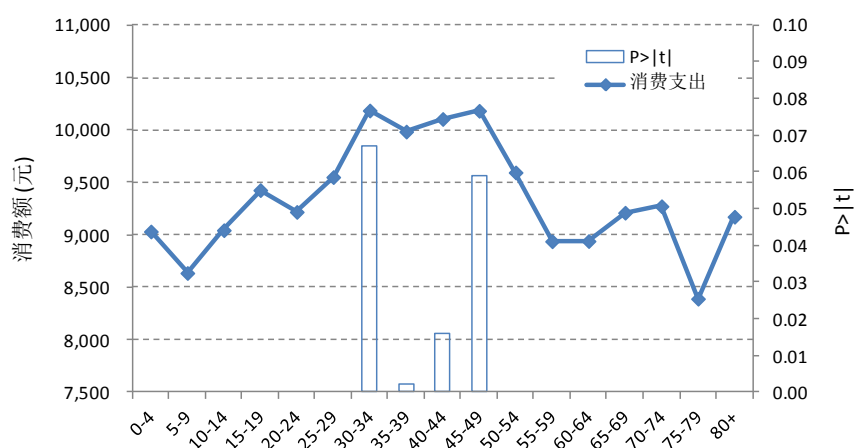


图2 按年龄分组的家庭总消费人均支出

Figure 2 Per person expenditure on total consumption by age

不同种类的单项消费在不同年龄段表现出较为明显的阶段性特征。其中，衣着、居住、家庭设备及服务、交通和通信 4 类消费大体上呈现出青年与中年时期支出较高、少儿和老年时期支出较低的一般特征（见图 3）。这 4 类消费的变动与个体经济活跃水平密切相关，与个体生命周期中的收入变动趋势基本一致，表明将收入变量纳入家庭消费计量模型是很有必要的。

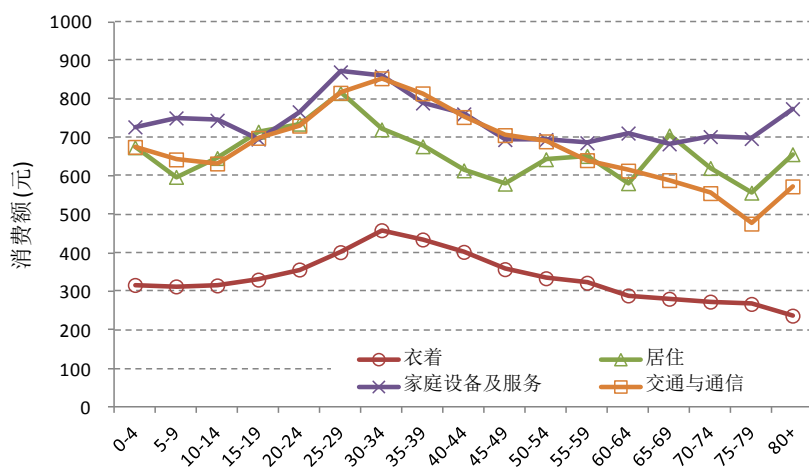


图3 按年龄分组的 4 类家庭消费人均支出

Figure 3 Per person expenditure on 4 categories of consumption by age

与前述 4 类消费的变动趋势相反，食品支出在生命周期中呈现出两头高、中间低的特点，如图 4 所示。但就绝对数水平而言，食品消费也是各类消费中支出水平保持相对稳定、变动幅度最小的一类消费。其变动趋势与生命周期中的收入变动并无明显相关，呈现出鲜明的“刚需”特征。

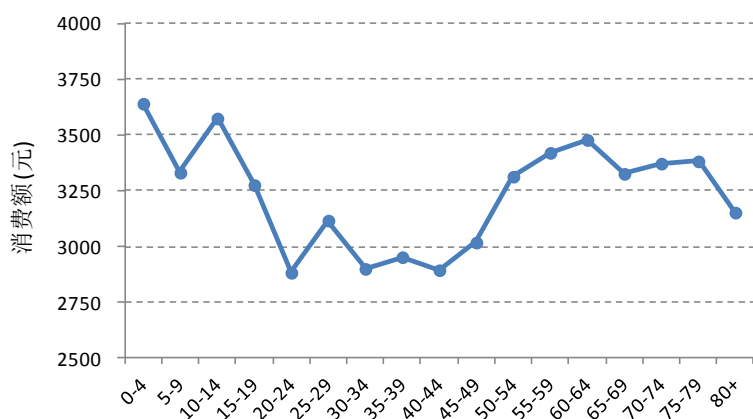


图 4 按年龄分组的食品消费人均支出

Figure 4 Per person expenditure on food consumption by age

不同于其他类型消费的变化特征，文化娱乐与教育支出在生命周期中出现两个明显的峰值期，分别为 20~24 岁和 45~49 岁，大体对应于接受高等教育的青年及他们父母的年龄，反映出此类消费显著的阶段性特征（见图 5）。医疗保健支出则与生命历程中体能与健康状况的变化规律密切相关：从婴幼儿时期的高支出逐渐降至青少年时期的最低点，中年之后上升明显，老年时期达到最高支出水平，是唯一在成年后的支出基本上随年龄同步增长的消费类别。

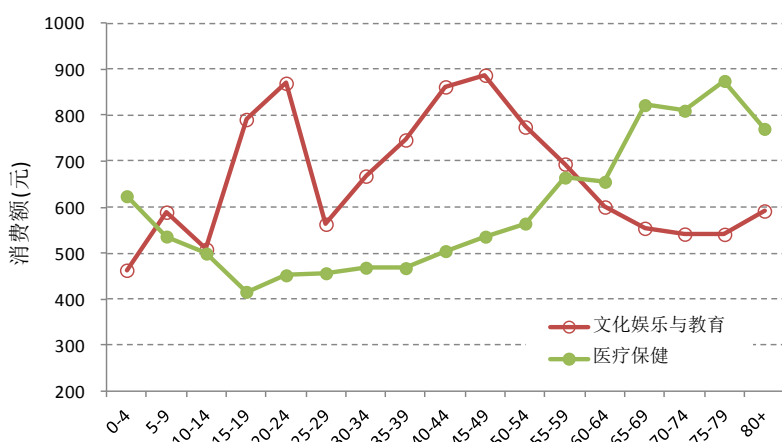


图 5 按年龄分组的两类消费人均支出

Figure 5 Per person expenditure on 2 categories of consumption by age

分性别来看，男女在家庭消费的支出水平与支出结构方面存在一定差异，但总体而言，差别并不太大。对于食品、交通和通信这两类消费，男性的整体消费水平明显高于女性；而在居住、家庭设备及服务、医疗保健方面，女性的消费水平平均高于男性；衣着、文化娱乐与教育消费方面，男女大体相当。图 6 展示了部分消费种类的性别及年龄特征。在食品消费方面，男性在几乎所有年龄段的消费支出都高于女性。一方面，这可能是两性生理差异的反映；另一方面，这可能和男性在交通和通信方面的消费高于女性的现象具有逻辑一致性：**男性的社会交往活动一般多于女性**，在外就餐的支出相应较高。在家庭设备及服务消费方面，成年女性的支出水平明显高于男性，这可能和大部分女性作为家庭主妇支配居家生活的主要消费

相关。在文化与娱乐与教育方面，男女随年龄变动的消费特征差别不大，整体的消费水平基本相当。

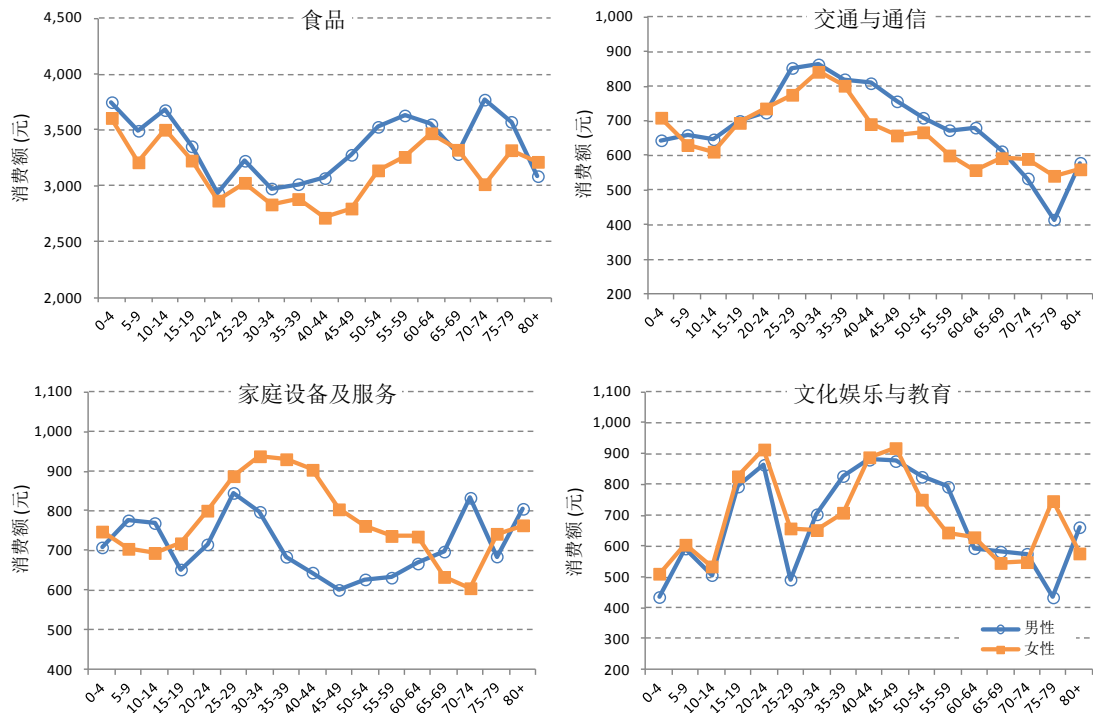


图 6 按年龄和性别分组的居民家庭消费人均支出

Figure 6 Per person expenditure on household consumption by age and gender

分城乡来看，两者在家庭消费的支出水平方面差距明显。如图 7 所示，不同年龄城镇居民家庭总消费的人均支出在 12000 元上下波动，而农村居民为 5000 元左右。人均支出的城乡比随着不同的年龄在 2.2~2.8 之间变动，平均值为 2.5。最小比值出现 50~54 年龄段。在这个年纪，城镇居民进入退休倒计时阶段，储蓄防老的意愿变强而消费意愿明显下降；农村居民则接近生命周期中消费水平最高的时期，从而使城乡比达到最小值。人均消费支出的最大城乡比出现在 80 岁及以上这个高龄段。从图中可以看到，城镇居民在老龄段的消费支出有明显上升；而农村居民并无此特征，与相邻年龄段相比甚至有所降低。农村高龄老人成为城乡消费水平差距最大的承受者。

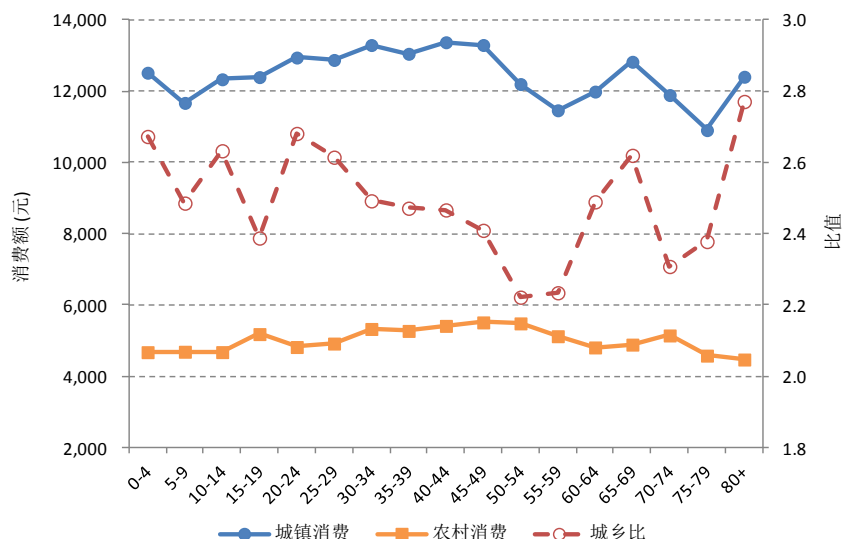


图7 按年龄分组的城镇与农村居民家庭总消费人均支出及其比值

Figure 7 Per person expenditure on total consumption of urban and rural residents

从城乡居民的单项消费支出来看，消费水平差距最大和最小的分别是家庭设备及服务类消费和医疗保健类消费，对应的人均支出城乡比的平均值分别为 2.8 和 1.5。城乡居民对这两类消费的人均支出随年龄变动的情况如图 8 所示。城镇居民的家庭设备及服务类消费在 55~64 岁年龄段有一个明显的回升，这可能和城镇职工退休之后以居家生活为主有关；而农村居民此类消费的周期性特征不太明显。农村居民医疗保健类消费人均支出接近城镇水平，相应地，其家庭消费结构中此类消费所占比重大大高于城镇。这一方面说明医疗保健类消费具有“刚需”特征，另一方面也反映出农村与城镇在居民医疗社会保障水平方面的差距。80 岁及以上年龄组农村居民的医疗保健类消费支出有明显下降，这多少有点让人意外。如果不是由于社会保障水平的提高而减少了相应的个人支出的话，那么这一现象所反映出的农村高龄老人的医疗保健状况是令人担忧的。

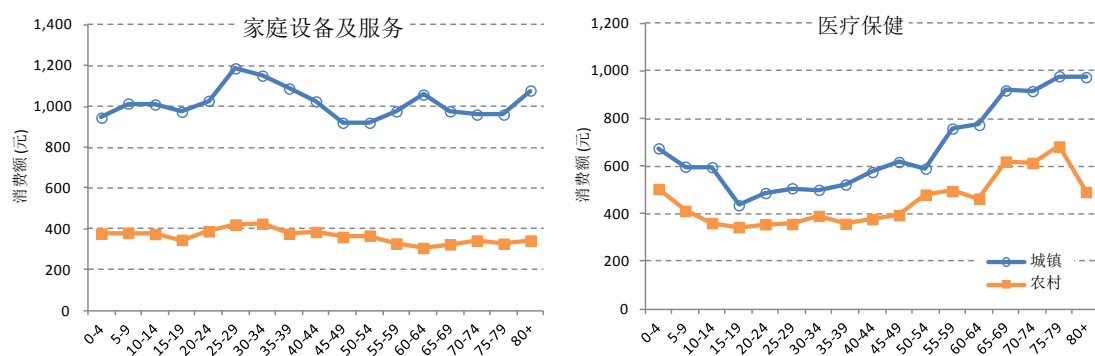


图8 按年龄分组的城镇与农村居民家庭消费人均支出

Figure 8 Per person consumption of urban and rural residents by age

图 9 进一步展示了不同性别城乡居民对家庭设备及服务、医疗保健这两类消费的支出情况。对于家庭设备及服务类消费，男女差别在城镇和农村的表现基本一致：成年女性此类消费的支出明显高于男性，表明主要由女性操持居家生活的消费模式具有城乡普遍性。城镇男女居民的消费支出在 65~74 岁年龄段出现明显的交叉分离现象，女性消费水平降低而男性

反之，个中缘由还有待进一步确认和研究。对于医疗保健类消费，男女差别在城镇和农村有不同表现：城镇女性在成年之后的消费支出明显高于男性，而农村女性在生育旺盛年龄过后，医疗保健消费支出低于男性，老年时期虽有所上升，但在 80 岁及以上高龄阶段下降明显。这提醒我们，农村女性的医疗保健状况值得引起更多关注。

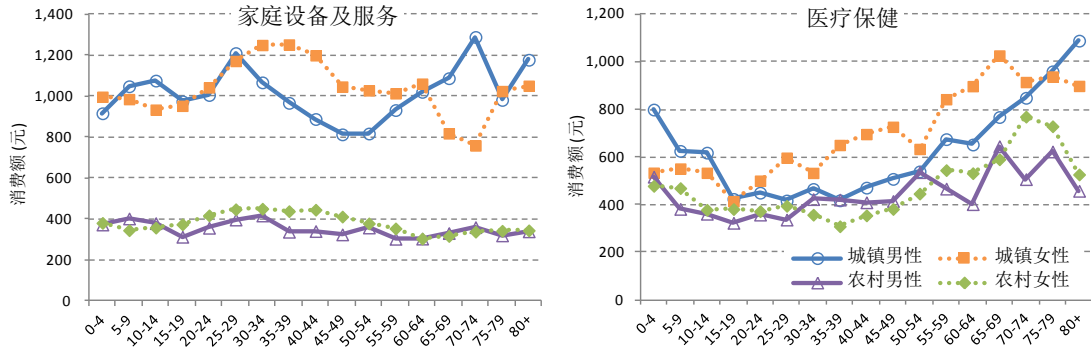


图 9 按年龄和性别分组的城镇与农村居民家庭消费人均支出

Figure 9 Per person consumption of urban and rural residents by age and gender

在不同人群家庭消费的年龄特征的显著性方面，以通过显著性检验的年龄变量的个数来衡量，男性在所有类别消费中的年龄特征都比女性更为明显；城镇和农村在居民消费的年龄特征显著性方面总体而言差别不大，只有一个例外：在居住类消费方面，城镇居民的年龄特征显著程度大大高于农村居民。虽然现行调查统计并不将购房和建房支出包括在居民消费之中，但城镇居民居住消费更显著的年龄特征应该和不同年龄段更多的转换住所（如工作后租房、婚嫁期间装修新房等）密切相关。

#### 4 讨论

本文通过家庭调查数据来量化分析具有年龄-性别结构的居民消费模式，试图克服现有研究方法的缺点，得到更具科学性的结果。

与将家庭成员年龄变量作为唯一解释因素的 Mankiw-Weil 模型 (Mankiw and Weil, 1989) 相比，本研究充分考虑了收入对于家庭消费的重要影响。这样的处理至少具有三个好处：一是收入或消费预算变量的加入，使模型更加契合经典的需求函数和消费函数理论框架；二是有效提高了计量模型的拟合优度，使得基于模型的模拟分析更具解释力；三是有效控制了收入与年龄变量之间相关性的影响，可以更加准确地分离出年龄变动对居民消费影响的“净效应”。为便于验证和比较，我们对本文的家庭总消费数据采用 Mankiw-Weil 模型的对数形式进行参数估计，得到调整的可决系数  $R^2$  为 0.16，大大低于本文模型的估计结果 (0.47)；残差的均方根误差 Root MSE 为 0.83，显著高于本文结果 (0.66)；表明无论从模型的解释力还是参数估计的准确度来看，本文方法均有明显优势。同时，采用 Mankiw-Weil 模型的对数形式估计得到的各年龄变量参数与本文结果也有较大差异，其中一个年龄变量参数的符号相反；各参数对应的人均消费额的两者的差异在 0.2%~17.1%之间，这一差异主要来源于收入与年龄变量之间的相关性，有力证明了将预算约束纳入消费模型的必要性。

与常见的用户主年龄来表征全体家庭成员的研究（如 O'Neill and Chen, 2002; Dalton et al, 2008 等）相比，本文考虑全体家庭成员年龄构成的量化方法更为合理。尽管以人均值来描述家庭成员个体消费会使得那些本来具有明显年龄-性别特征的消费由于被分摊到每个家庭成员头上而被稀释，但与仅考虑户主年龄的处理方法相比，细化每个家庭成员年龄信息的计量模型包含了更为真实而具体的年龄特征，使我们对年龄别居民消费模式的认知深入了一

步。

当然，本文的研究也存在一些局限之处，研究结果具有一定的不确定性。在数据方面，本研究采用的是家庭调查的截面数据，不包含时间维度，所反映的年龄别消费模式是当前某一时点各年龄人口的消费水平与消费结构，而非某一队列人口顺次经历生命周期各个阶段的消费行为。因此，本文对生命周期消费模式的讨论的前提是：假设一个人口队列按研究得到的年龄别消费模式经历其生命周期，由此将截面数据转换到时间维度。这样的假设忽略了不同时期外部环境对居民消费的影响，即时期效应（period effect），以及不同队列之间由于自身的差异而导致的消费模式的不同，即队列效应（cohort effect）（茅锐、徐建炜，2014），是一种近似处理。同时，由于截面数据不包含价格变动信息，本文未能将由价格变动引起的替代消费行为纳入研究范畴。

在计量模型方面，本文采用了对数形式。这样处理的好处是可以尽量减少异方差，实际应用中的对比分析也表明，模型的拟合度和显著性都得到有效提高。但对数变换同样没能解决消费模型中普遍存在的“加总谬误”问题；同时，由于零值无对数，这一变换使得许多变量的零值样本在模型估计过程中被忽略，样本的代表性有所损失。

## 5 结论及政策含义

本文建立计量分析模型，采用家庭调查数据来量化分析具有年龄-性别结构的中国城乡居民消费模式。研究的主要发现如下：

（1）通过在经典的需求和消费函数基础上扩展年龄变量构成的计量模型，可以有效地刻画基于年龄的居民消费模式，比仅以年龄为自变量而不考虑预算约束的计量模型具有更强的解释力和准确性。

（2）从2010年中国居民消费的计量结果来看，居民消费总体上呈现出青年与中年时期支出较高、少儿和老年时期支出较低的特征，生命周期中存在30~34岁及45~49岁两个消费高峰。男性的食品、交通和通信类消费支出高于女性，女性的居住、家庭设备及服务类消费支出高于男性。农村高龄老人是城乡消费水平差距最大的群体；农村老人在高龄阶段的医疗保健类消费支出下降明显。

（3）从年龄变量在居民消费模型中的显著性水平来看，衣着消费随年龄变动的特征最强，食品类消费的年龄特征最弱；男性消费的年龄特征比女性更显著；除了居住类消费外，城镇和农村在居民消费的年龄特征显著性方面总体而言差别不大。

本文的研究有助于丰富对于中国居民消费的年龄、性别及城乡特征的科学认知，并为有效的政策应对提供借鉴。研究中发现的城乡高龄老人消费差距最大、农村居民医疗保健类消费支出占比较高、农村老人在高龄阶段的医疗保健消费下降等问题，是经济社会转型时期社会保障体系有所缺位、城乡发展不平衡的一种反映；农村医疗保健状况的男女差别则可能是性别不平等的一种反映，涉及社会、经济、文化等深层次原因。所有这些都亟须从政策层面有针对性地加大对农村地区，尤其是农村高龄老人及妇女的扶助力度。人口结构对居民消费结构具有重要影响，决策部门在调整产业结构、规划公共资源配置时要充分考虑人口结构变动因素，统筹安排，使未来居民消费市场与人口需求相协调，促进经济社会的均衡发展。

进一步研究方向有两个：一是采用家庭跟踪调查的面板数据，将不同种类消费品的价格指数及其变动引入计量模型，从而更为准确地描述考虑价格敏感性因素的年龄别居民消费的行为特征及其变动规律；二是根据年龄别居民消费模式与人口发展趋势，运用情景分析方法定量模拟和考察未来人口变动对居民消费规模与消费结构的可能影响，以期对产业布局与结构调整提供借鉴。

## 参考文献

- [1] Bloom, D.E., Canning, D., Graham, B. (2003). Longevity and life-cycle savings. *Scandinavian Journal of Economics*, 105(3): 319-338.
- [2] Dalton, M., O'Neill B., Prskawetz, A., et al. (2008). Population aging and future carbon emissions in the United States. *Energy economics*, 30: 642-675.
- [3] Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, 70(3): 312-326.
- [4] Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [5] Greene, W. H. (2002). *Econometric analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
- [6] Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(12): 971-987.
- [7] Hamilton, B.W. (1991). The baby boom, the baby bust, and the housing market: A second look. *Regional Science and Urban Economics*, 21: 547-552.
- [8] Leff, N. H. (1969). Dependency Rates and Savings Rates. *American Economic Review*, 59: 886-896.
- [9] Lluch, C., & Williams, R. (1975). Consumer Demand Systems and Aggregate Consumption in USA - Application of Extended Linear Expenditure System. *Canadian Journal of Economics*, 8(1): 49-66.
- [10] Mankiw, N. G., & Weil, D. N. (1989). The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing-Market. *Regional Science and Urban Economics*, 19(2): 235-258.
- [11] Modigliani, F., and Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data. In Kurihara K.K.(ed): *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- [12] O'Neill, B., and Chen, B. (2002). Demographic Determinants of Household Energy use in the United States. *Population and Development Review*. 28: 53-88.
- [13] PCO and NBS, (2012). *Tabulation on the 2010 Population Census of the People's Republic of China*. Beijing: China Statistics Press.
- [14] Peng, X. (2011). China's Demographic History and Future Challenges. *Science* 333: 581-587.
- [15] Stone, R. (1954). Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *Economic Journal*, 64(255): 511-527.
- [16] Swan, C. (1995). Demography and the demand for housing: A reinterpretation of the Mankiw-Weil demand variable. A second look. *Regional Science and Urban Economics*, 25: 41-58.
- [17] 陈佳瑛. (2009). 中国改革三十年人口年龄结构变化与总消费关系研究. *人口与发展*, 15(2): 11-19.  
Chen, J. (2009). *Studies on Relationship between Age Structure and Household Consumption in 30-year Chinese Economic Reform*. *Population and Development*, 15(2): 11-19.
- [18] 甘犁, 尹志超, 贾男, 等. (2013). 中国家庭资产状况及住房需求分析. *金融研究*, (4): 1-20.  
Gan, L., Yin, Z.C., Jia, N. et al. (2013). Households Assets and Housing Demand in China. *Journal of Financial Research*. (4): 1-20.
- [19] 李春琦, 张杰平. (2009). 中国人口结构变动对农村居民消费的影响研究. *中国人口科学*, (4): 14-22.  
Li, C. & Zhang, J. (2009). *The Effect of the Transformation of Chinese Population Structure on the Consumption of the Rural Residents*. *Chinese Journal of Population Science*, (4): 14-22.
- [20] 茅锐, 徐建炜. (2014). 人口转型、消费结构差异和产业发展. *人口研究*, 38(3): 89-103.  
Mao, R., & Xu, J. (2014). Demographic Transition, Consumption Structure Disparities and Industrial Growth. *Population Research*: 38(3): 89-103.
- [21] 米红, 任正委. (2014). 家庭户电力消费的年龄性别模式与节电减排的政策选择. *人口研究*, 38(4), 37-49.

- Mi, H., & Ren, Z. (2014). Age-gender Pattern in Household Electricity Consumption and Policy Implication for Electricity Conservation and Emission Reduction. *Population Research*, 38(4): 37-49.
- [22] 王金营, 付秀彬. (2006). 考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析——兼论中国人口老龄化对消费的影响. *人口研究*, 30(1): 29-36.
- Wang, J. & Fu, X. (2006). The Consumption Function Taking into Account Age Structure Change in China: An Econometric Analysis. *Population Research*, 30(1): 29-36.
- [23] 谢宇. (2012). 中国家庭追踪调查 (2010) 用户手册. <http://www.iss.edu.cn/cfps> [2014-10-9].
- Xie, Y. (2012). China Family Panel Studies (2010) User's Manual. <http://www.iss.edu.cn/cfps>. [Accessed on 9th October, 2014]
- [24] 袁志刚, 宋铮. (2000). 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率. *经济研究*, (11): 24-32.
- Yuan, Z. & Song, Z. (2000). The Age Composition of Population, the Endowment Insurance System and Optimal Savings Ratio in China. *Economic Research*, (11): 24-32.
- [25] 余永定, 李军. (2000). 中国居民消费函数的理论与验证. *中国社会科学*, (1): 123-133.
- Yu, Y. & Li, J. (2000). The Theory of Consumption Function of Chinese Residents and Its Verification. *Social Sciences in China*, (1): 123-133.